

1990 年代（バブル崩壊後）の 3 産業における債務超過確率の推移

山 崎 泉

目 次

はじめに

I. オプション・アプローチによる債務超過確率の推定モデル

II. 推定方法および使用データ

III. 改訂版 Black-Scholes-Merton モデルによる 3 産業の債務超過確率推定結果
おわりに

は じ め に

今日の企業は、経済のグローバル化や IT 技術が進展したことから一段と難しい経営を迫られている。企業経営は困難な時代を迎え、各企業は常に信用不安の可能性を秘めている。この信用不安の問題は、20 世紀に構築された信用経済システム全体を脅かす。このため、信用不安が生じる可能性のある企業を速やかに峻別され市場から退場させる事が信用経済システムを維持する上で必要不可欠となる。

企業を評価する手段は、伝統的な財務諸表分析のほか、倒産予知を究極に様々な方法が試行されている。これまでの信用リスク研究では、倒産を予知するための手法に主な関心が払われ、特定の倒産・非倒産といった企業属性の平均値の比較、多変量判別分析による倒産予測、回帰ツリーおよびニュートラル・コンピューティングの応用による倒産確率や債務超過確率の推定といった多種多様な試みがなされている。こうした研究は、主に各金融機関において個々の融資判断の資とされてきた。近年では信用リスク指標として、個々の融資や金融資産への投資が融資の焦げ付きや債務不履行に至る確率を測った評価モデルが用いられ始めている。つまり、債務超過確率の推定が可能になれば、単に危機の回避といった消極的評価のみならず融資や証券投資からの将来キャッシュ・フローの期待値を計算することが可能であるとともに、信用リスクを調整した割引率によって融資の市場価値の推計を可能にする等の積極的評価が可能となる。

信用リスクを判定するための研究は、その目的により立場を異にする。まず第 1 に、財務諸表の有効性を確かめる事を目的とした研究は財務会計から得られる指標等を用いた評価モデルの構築を企図している。第 2 に、管理会計や経営財務論の立場からの研究では最適なキャッシュ・ポジションの決定や短期の信用付与を目的としている。第 3 に、銀行、保険会社および消費者ローン等は自己の融資に用いることを目的とした評価モデルの構築を目指す。第 4 に、統計的・計量経済学的な

立場からの研究が行われている。このほか、今後は一般国民による企業投資を目的とした評価方法の研究が必要になる事が予想される。我が国に属する企業の資金調達、長年に亘って間接金融が中心であった。国民は企業経営の成果である利益の分配が得られない代わりに直接にリスクを負う必要もなかった。しかしながら、昨今の企業の資金調達方法は、金融のビッグバンに伴う銀行システムの変遷や各企業の資金調達先を多角化しようとする傾向により、間接金融から直接金融にシフトされはじめている。このように、国民が日常的に投資家となる局面の増加が予想され、高度な専門知識を有さない投資家であっても利用できる簡便な企業評価モデルの提供が望まれる。

本研究は、このような背景の中、米国企業を対象として Hillegeist et al. [2004]¹⁾ によりモデル化された改訂版 Black-Scholes-Merton モデルを我が国の企業に用いて、その有効性を評価するものである。経済情勢が大きく変化したバブル景気後 10 年間の推移を対象に我が国を代表する産業の各企業サンプルについて検証する。

改訂版 Black-Scholes-Merton モデルは、オプション理論に基づき債務超過確率を推定するものである。一般に開示されたデータのみによる企業評価が可能なため、我が国の企業に対する適用が有効である場合、簡便な企業評価モデルの 1 つとしての使用が期待できる。

なお、算定に用いるソフトウェアは、SAS ver. 8 である。

I. オプション・アプローチによる債務超過確率の推定モデル

1. 債務超過確率の推定に用いるモデル

倒産確率の推定方法は、一般に表 1 に示すように 4 分類することができる。

表 1 倒産確率の推定方法

格付データを用いる推定方法	格付データを用い将来の倒産確率を推定する方法であり、格付企業の公表する格付データを様々な角度から統計分析し倒産確率を推定する。
財務データを用いる推定方法	公表されている財務データを利用して個別企業の倒産確率を推定する。この方法には、判別分析、線形回帰分析、非線形回帰分析、ハザードモデル等がある。
オプション・モデルを用いる推定方法	負債を現有資産の売却によっても返済ができない状態(債務超過)を倒産する確率 ²⁾ と考え、債務超過確率を算定する。この方法は、企業資産を原資産とし、負債価値を行使価格とするコール・オプション価値とみなし確率を推定する。
マクロファクターを用いる推定方法	倒産に影響を与えるマクロ経済要因により倒産確率を推定する。

1) Hillegeist et al., "Assessing the probability of bankruptcy." *Review of Accounting Studies*, 9, 5-4, Kluwer Academic Publishers (2004), pp. 5-34.

2) 森平爽一郎編『ファイナンス講座 8 ファイナンシャル・リスク・マネージメント』朝倉書店、2000 年、171 頁。

このうち、本研究で使用するモデルは債務超過確率を算定するものであり、改訂版 Black-Scholes-Merton モデルはオプション・モデルを用いる推定方法に属する。

オプション理論では、原資産価格の動きがある確率過程に従うと仮定される。以下、このオプション理論に関して原資産を「株」とした場合について説明する³⁾。まず、株価変動を説明するものとしてランダムウォーク理論がある。この理論は、株価の動きが千鳥足のように前後の脈絡なく進むと仮定する。次に、株価を離散的時系列で捉えた場合、各時点間の変動量は正規分布に従うとされる。そして、ランダムウォークの極限として株価を連続的時系列における変動として捉えたものがブラウン運動又はウィナー過程である。さらに、株価の動きは短期的なブラウン運動と株価の基本的な方向性を示す動きとの合成として捉えることが妥当であるとされ、基本的な方向性を示す動きを加味したブラウン運動は幾何ブラウン運動となる⁴⁾。

オプション・モデルを用いる推定方法は、これらの理論に基づいて企業ごとの財務データと株価データを用いて企業資産が負債総額を割り込む確率を推定するものである。改訂版 Black-Scholes-Merton モデルのベースである Black-Scholes-Merton モデルは、ヨーロッパ・コール・オプションのオプション価格を求めるものであり、原資産が幾何ブラウン運動の確率過程に従うことを仮定している⁵⁾。

2. Black-Scholes モデル

本項および次項では、本研究で使用する改訂版 Black-Scholes-Merton モデルのベースとなった Black-Scholes モデルおよび Black-Scholes-Merton モデルについて概観する。

Black-Scholes モデルは、1973年に Fischer Black, Myron Scholes および Robert Merton の3氏によって開発された株式オプションの価格付けモデルである⁶⁾。さらに、同年、Merton は Black-Scholes モデルの理論的な面を確率解析あるいは伊藤のレンマによって補った Black-Scholes-Merton モデルを示した⁷⁾。

Black-Scholes モデルは、オプションと原資産により作成されるリスク・フリーポートフォリオを微分方程式で表現し、これを解いたモデルである⁸⁾。 S_0 は時点 0 での株価、 X は権利行使価格、 r は連続複利ベースの無リスク金利を表すとして割り引き計算を用いる。同モデルでは S_0 時点での株

3) John C. Hull, "Options, Futures, and Other Derivatives (Fifth Edition)" Prentice-Hall, 2003, p. 234. 三菱金融商品開発本部訳『フィナンシャル・エンジニアリング第5版デリバティブ取引とリスク管理の総体系』社団法人金融財政事情研究会, 2003年, 368頁。

4) John C. Hull, *op.cit.*, p. 218.

5) Hillegeist et al., *op.cit.*, p. 6.

6) F. Black and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81 (May-June 1973), pp. 637-659.

7) R. C. Merton, "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (Spring 1973), pp. 141-183.

8) F. Black and M. Scholes, *op.cit.*, p. 638.

価と T 期の株価を比較することにより、原資産 S_0 を行使価格とし Xe^{-rT} より大きければコールオプション (c) に価値があると判断する。

配当支払のない株式のヨーロピアン・コールとプット・オプションの時点 0 における価格は、

$$c = S_0 N(d_1) - Xe^{-rT} N(d_2) \quad (1)$$

と、

$$p = Xe^{-rT} N(-d_2) - S_0 N(-d_1) \quad (2)$$

で示される。

なお、 d_1 および d_2 は、

$$d_1 = \frac{\ln(S_0 / X) + (r + \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (3)$$

$$d_2 = \frac{\ln(S_0 / X) + (r - \sigma^2 / 2)T}{\sigma\sqrt{T}} = d_1 - \sigma\sqrt{T} \quad (4)$$

である。N(x) は平均 0、分散 1 の標準正規分布の累積密度関数において $-\infty \sim x$ の確率を表わす。また、 σ は株価ボラティリティを表わしている⁹⁾。

Black-Scholes モデルでは、株価をウィナー過程とドリフト率で表現する。ウィナー過程とは、平均 0、分散が年率 1.0 のマルコフ確率過程の一つである¹⁰⁾。変数 z がウィナー過程に従うときの微小期間 Δt での変化 Δz は (5) 式で表わすことができる。

$$\Delta z = \varepsilon\sqrt{\Delta t} \quad (5)$$

ε は標準正規分布 $\phi(0, 1)$ からの無作為抽出である。異なる二つの微小時間 Δt に対する 2 つの Δz は互いに独立であり、 Δz の平均 = 0、 Δz の標準偏差 = $\sqrt{\Delta t}$ 、 Δz の分散 = Δt という正規分布に従い、変数 z がマルコフ過程に従うことを意味する¹¹⁾。

連続値で考える場合、基本となるウィナー過程 dz はドリフト率 0 (将来のどの時点でも z の期待値は現在値に等しい)、分散 1.0 (時間 T での z に関する変化の分散は $1.0 \times T$) となる。

さらに、変数 x に対する一般化したウィナー過程を定義すると、

$$dx = a dt + b dz \quad (6)$$

となり、ここで a と b は定数である¹²⁾。この式の右辺を別々に考え、まず $a dt$ では、 x の期待値が単

9) John C. Hull, *op.cit.*, pp. 246–247.

10) *Ibid.*, p. 218.

11) *Ibid.*, pp. 218–219.

位時間当たり a だけずれる（ドリフトする）ことを意味し、

$$dx = a dt \quad (7)$$

となり、さらに、

$$dx / dt = a \quad (8)$$

となる。 x_0 を時点 0 の x の値とすると、

$$x = x_0 + at \quad (9)$$

が成り立ち、任意の時間 T をとると、 T 期間に x が at の分だけ増加することを意味する。

一方で、 bdz の項は変数 x のブレと考えることができる。ウィナー過程は 1.0 の標準偏差、 b を掛けると標準偏差 b を持つ過程となる。従って、離散値で考える場合、微小時間 Δt における x の変化 Δx は (5) 式と (6) 式により、

$$\Delta x = a\Delta t + b\varepsilon\sqrt{\Delta t} \quad (10)$$

となる。ここで ε は標準正規分布である。 Δx は正規分布に従い、 Δx の平均 = $a\Delta t$ 、 Δx の標準偏差 = $b\sqrt{\Delta t}$ 、 Δx の分散 = $b^2\Delta t$ となる。任意の時間 T における x の変化は正規分布となり、 x の変化の平均 = aT 、 x の変化の標準偏差 = $b\sqrt{T}$ 、 x の変化の分散 = b^2T となる。このようにして、一般化したウィナー過程 $dx = adt + bdz$ はドリフト率（単位時間当たりのシフト幅）が a 、分散（単位当たりのばらつき度合い）が b^2 という性質を持つ。

さて、株価の推移であるが、株価の微小変化 dS はドリフト率が株価の水準に一定率 μ を乗じたものである。また、ばらつきの度合いが株価変動の標準偏差（ σ ）に株価水準を乗じたものと考えるのが妥当である。そこで、

$$dS = \mu S dt + \sigma S dz \quad (11)$$

となり、株価は幾何ブラウン運動をし、対数正規分布に従う。この場合の株価の対数 $\ln S$ は、伊藤のレンマによれば¹³⁾、

$$d \ln S = (\mu - \sigma^2 / 2) dt + \sigma dz \quad (12)$$

となり、時間 t が 0 から T 時点まで変化するときその間の $\ln S$ の微小変化は平均 $(\mu - \sigma^2 / 2)T$ 、標準偏差 $\sigma\sqrt{T}$ の正規分布に従うことになるのでその分布を ϕ とすると、

12) *Ibid.*, pp. 219–221.

13) K. Ito, “On Stochastic Differential Equations,” *Memoirs of the American Mathematical Society*, 4 (1951), pp. 1–55.

$$\begin{aligned}\ln S_T - \ln S_0 &\sim \phi((\mu - \sigma^2/2)T, \sigma\sqrt{T}) \\ \ln S_T &\sim \phi(\ln S_0 + (\mu - \sigma^2/2)T, \sigma\sqrt{T})\end{aligned}\quad (13)$$

が得られる¹⁴⁾。

さて、オプション価格の期待値の算定であるが、連続的に変化する確率過程の期待値はその変数が従う確率密度関数を乗じたものを $-\infty$ から $+\infty$ について積分して求めたものである。したがって、ヨーロッパン・コール・オプションは確率密度関数 $f(S_T)$ とペイオフ関数 $\max(S_T - X, 0)$ を定式化した (14) 式によって得られる¹⁵⁾。このように、株価は対数正規分布に従うので平均 $E[\ln S_T]$ 、標準偏差 $\sigma\sqrt{T}$ となり、 $\max(S_T - X, 0)$ の期待値は、

$$\begin{aligned}E[\max(S_T - X, 0)] &= \int_X^\infty \max(S_T - X, 0) f(S_T) dS_T \\ &= \int_{\ln X}^\infty \max(S_T - X, 0) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} e^{-\frac{(\ln S_T - E[\ln S_T])^2}{2\sigma^2 T}} d\ln S_T\end{aligned}\quad (14)$$

で示され、(14) 式は標準正規分布への変換を踏まえて (15) 式のような変数変換を施す。

$$v = \frac{\ln S_T - E[\ln S_T]}{\sigma\sqrt{T}}\quad (15)$$

変数変換によって定義域が $\ln S_T$ から v に変更され、定義域の尺度が変数変換によって拡大あるいは縮小することを意味している。

$$\begin{aligned}\ln S_T &= \sigma\sqrt{T}v + E[\ln S_T] \\ \frac{d\ln S_T}{dv} &= \sigma\sqrt{T}\end{aligned}\quad (16)$$

(14) 式に (15) 式および (16) 式を代入する¹⁶⁾。

$$E[\max(S_T - X, 0)] = \int_{\frac{\ln X - E[\ln S_T]}{\sigma\sqrt{T}}}^\infty \max(S_T - X, 0) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2 T}} e^{-\frac{v^2}{2}} \sigma\sqrt{T} dv\quad (17)$$

さて、ここで μ の代わりに r (無リスク金利) を用いると、対数 $\ln S_T$ の平均値は (12) 式より、

14) John C. Hull, *op.cit.*, pp. 234 – 235.

15) *Ibid.*, p. 262.

16) *Ibid.*, p. 263.

$$E[\ln S_T] = \ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T \quad (18)$$

であるから、これを (15) 式に代入すると、

$$v = \frac{\ln S_T - \left(\ln S_0 + rT - \frac{\sigma^2}{2}T\right)}{\sigma\sqrt{T}} \quad (19)$$

が得られる。次に (19) 式を S_T について解き、(17) 式に代入する。

$$\ln S_T = \ln S_0 + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v \quad (20)$$

$$S_T = S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v}$$

また、 $\sigma\sqrt{T}$ 部分について整理すると、

$$E[\max(S_T - X, 0)] = \int_X^\infty \max\left(S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v} - X, 0\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2}} dv \quad (21)$$

ところで、(22) 式を v について解くと変数 v に関して積分する場合の境界条件が得られる。これは $E[\max(S_T - X, 0)]$ における行使価格 X に相当するものである。

$$E[\max(S_T - X, 0)] \Leftrightarrow S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v} \geq X \quad (22)$$

両辺の対数をとると¹⁷⁾、

$$\begin{aligned} \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v &\geq \ln\left(\frac{X}{S_0}\right) \\ v &\geq \frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \end{aligned} \quad (23)$$

以上より、新しい変数 v で表現されたコール・オプション式は (24) 式になる¹⁸⁾。

17) 小林道正『デリバティブと確率－2 項モデルからブラック・ショールズへー』朝倉書店、2001 年、113 頁。

18) 小林道正、前掲書、116 頁。

$$E[\max(S_T - X, 0)] = \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}}^{\infty} (S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v} - X, 0) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{v^2}{2}\right)} dv \quad (24)$$

(24) 式では株式の価値が行使価格 X を超える時に発生するコール・オプションの価値が、 v の正規分布を (23) 式に示した範囲 ($\sim +\infty$) で積分した確率を乗じて求めた期待値であるとしている。逆に株式の価値が行使価格を下回る確率は範囲 ($\sim -\infty$) で積分して求められ、これが後に倒産確率を推計する式に使用される。

2つの部分、 A と B に分解して最終的な変形を施す。

$$A = \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}}^{\infty} S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T + \sigma\sqrt{T}v} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{v^2}{2}\right)} dv \quad (25)$$

$$B = \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}}^{\infty} X \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{v^2}{2}\right)} dv \quad (26)$$

まず、 A について整理すると、

$$A = S_0 e^{rT} \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{(v - \sigma\sqrt{T})^2}{2}\right)} dv \quad (27)$$

(27) 式の積分項は、平均 $\sigma\sqrt{T}$ 、標準偏差 1 の正規密度関数を表わしている。したがって、再び新しい変数 v で標準化すると標準正規分布関数にて表現が可能となる。

$$\begin{aligned} z &= v - \sigma\sqrt{T} \\ dz &= dv \end{aligned} \quad (28)$$

(28) 式を (27) 式に代入する¹⁹⁾。

$$A = S_0 e^{rT} \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} - \sigma\sqrt{T}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left(-\frac{z^2}{2}\right)} dz \quad (29)$$

(29) 式を標準正規分布の累積確率密度分布の表示方法 $N(z)$ で書き換える。ここで標準正規累積密度関数 $N(z)$ とは (30) 式で表わされる²⁰⁾。

19) 石村貞夫・石村園子『金融・証券のためのブラック・ショールズ微分方程式』東京図書、1999年、180～181頁。

20) 石村貞夫・石村園子、前掲書、182～183頁。

$$N(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (30)$$

コール・オプションの行使価格を標準正規累積密度関数 $N(z)$ で表記する場合、 z から $+\infty$ までを積分するので符号を逆にする必要がある。ここでの値を d_1 として (31) 式に表わす²¹⁾。

$$d_1 = -\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} + \sigma\sqrt{T} = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{X}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (31)$$

したがって、(29) 式は (32) 式のように整理される。

$$A = S_0 e^{rT} N[d_1]$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{X}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (32)$$

(26) 式の B の部分は変数 v が標準正規分布になっている²²⁾。

$$B = \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}}^{\infty} X \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2}} dv = X \int_{\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2}} dv \quad (33)$$

A 部分と同様に符号を逆にした値を d_2 とすると (34) 式のように表わされる²³⁾。

$$d_2 = -\frac{\ln\left(\frac{X}{S_0}\right) - \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{X}\right) + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (34)$$

A と B の部分を合わせて、コール・オプションの現在価値は (1)、(3) および (4) 式となる。

3. Black-Scholes-Merton モデル

Black-Scholes-Merton モデルは、Black-Scholes のオプションモデルを企業の債務超過確率の推計式に置き換えたもので、Black-Scholes モデルの原資産を資産 (V)、行使価格を負債 (X) として負債が資産を超えた時を倒産と考えるモデルである²⁴⁾。

21) John C. Hull, *op.cit.*, pp. 263–264.

22) 石村貞夫・石村園子, 前掲書, 182～183 頁.

23) John C. Hull, *op.cit.*, p. 264.

Black-Scholes-Merton モデルでは、時点 T における企業の株式価値は、

$$E_T = \max[V_T - X, 0] \quad (35)$$

で与えられるとし、(35) 式は株式および負債の払い戻しに必要な額を権利行使価格とした資産価値のコール・オプションであることを示している。

Black-Scholes モデルによると、現在の株価は (36) 式で与えられる²⁵⁾。

$$E_0 = V_0 N(d_1) - Xe^{-rT} N(d_2) \quad (36)$$

ただし、

$$d_1 = \frac{\ln(V_0 / X) + (r + \sigma_A^2 / 2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad (37)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T} \quad (38)$$

である。 σ_A は資産 (V) のボラティリティである。

債務超過となる確率は $E_0 < 0$ となる確率であるが、これは上記の Black-Scholes モデルの導出過程から分かるように $N(-d_2)$ である。

ここで E_0 は直接観測できる。また、(36) 式から V_0 と σ_A を満たさなければならない条件が得られ、 σ_E もデータから推定することができる。

伊藤のレンマから、

$$\sigma_E E_0 = \frac{\partial E}{\partial V} \sigma_A V_0 \quad (39)$$

(36) 式を用いて、

$$\sigma_E E_0 = N(d_1) \sigma_A V_0 \quad (40)$$

が得られる。これより、(36) 式と (40) 式による連立方程式が与えられ、 V_0 と σ_A を得ることができる²⁶⁾。

4. 改訂版 Black-Scholes-Merton モデル

改訂版 Black-Scholes-Merton モデルは、配当 (δ) を資産 (V_A) から配当率相当分を除外し、最終的には配当率相当分を減額した資産 (V_A) を加算するモデルであり、Black-Scholes-Merton モデ

24) R. Merton, "On the Pricing of Corporate Debt; The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29 (1974), pp. 449-470.

25) John C. Hull, *op.cit.*, pp. 621-622.

26) *Ibid.*, p. 622. 森平爽一郎, 前掲書, 177 頁.

ルに配当権利落ちまでを考慮させたものである。

改訂版 Black-Scholes-Merton モデルの推定式は、

$$N\left(-\frac{\ln(V_A/X) + (\mu - \delta - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}}\right) = \text{BSM-Prob.} \quad (41)$$

で示される²⁷⁾。

ここで μ は資産価値収益率である。債務超過確率 (BSM-Prob) は、企業の現在資産価値と負債の額面価値 (V_A/X) の間の乖離を示し、資産ボラティリティ (σ_A) と関連させて資産価値の増加 ($\mu - \delta - (\sigma_A^2/2)$) が考慮されている。

(41) 式による BSM-Prob の推定によると、現在資産価値 (V_A) を見積もらなければならない。また、資産ボラティリティ (σ_A) と資産価値収益率 (μ) は直接観察できないため、 V_A 、 σ_A および μ を推定しなければならない。

最初に V_A と σ_A をコール・オプションの最適条件のヘッジ方程式²⁸⁾、

$$\sigma_E = (V_A e^{-\delta T} N(d_1) \sigma_A) / V_E \quad (42)$$

と、

$$V_E = V_A e^{-\delta T} N(d_1) - X e^{-rT} N(d_2) + (1 - e^{-\delta T}) V_A \quad (43)$$

を連立方程式で解くことで推定する。 $V_A e^{-\delta T}$ は T 期よりも前の配当における配当率が資産価値において減少することを示し、 $(1 - e^{-\delta T}) V_A$ は配当を受け取った株主所有の相当額である。これは、従来の Black-Scholes-Merton モデルにはなかったものである。

なお、 d_1 および d_2 は、

$$d_1 = \frac{\ln[V_A/X] + (r + \delta - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}} \quad (44)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{T} = \frac{\ln[V_A/X] + (r - \delta - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}} \quad (45)$$

である²⁹⁾。 μ はリスク・フリーな収益率である r (金利) に置き換えられる。このようにして得られた d_2 の符号を逆転し、(41) 式の BSM-Prob が導かれる。

27) Hillegeist et al., *op.cit.*, p. 9.

28) *Ibid.*, p. 9.

29) *Ibid.*, p. 8.

Ⅱ. 企業サンプルおよび使用データ

1. 推定に用いる企業サンプル

1980年代におけるバブルは、ドル相場の引き下げを企図したプラザ合意後の円高の影響から景気が低迷し、その対策として実施された資産インフレ政策に起因するとされる。この時に実施された景気対策は、利子率を大幅に低下させる金融緩和やリゾート法等による規制緩和であり、これらは不動産投資の促進へと向かった。金融緩和による低金利政策は、不動産投資の促進策と相まって土地の高騰を招くとともに資金を預貯金から株式等へシフトさせ、株式や会員券を土地と同様に高騰させることとなった。こうした中で、銀行は規模と利益確保のため、貸出審査において不動産さえ担保におさえおけば不良債権が発生しても回収の見込みは十分にあるという「土地神話」に基づき、不動産担保による資金提供への過度の依存へと傾いた。不動産担保を重視する姿勢は、事業のキャッシュ・フローへの十分な検討を行うことなく融資を実施するという体質を生じさせた³⁰⁾。

しかしながら、バブルの進展に伴い銀行の貸出量が急増した結果、金融政策は引き締めに転じた。政府は土地基本法を制定することにより投機目的での土地の売買に制限をかけるとともに、銀行の貸し出しに制限を設ける総量規制を導入した。この政策の転換は、土地や株式を暴落させバブル崩壊の契機となった。資産の暴落によって金融機関は多額の不良債権を抱え込むこととなり、1990年代における長期の景気低迷が始まる。この景気低迷の理由としては、不良債権の存在が金融システムに対する不信を抱かせ成長軌道回復への足かせとなるとともに、株価の低迷が長引く中で景気の先行不安を背景とした信用収縮に加え、銀行等の貸出態度の慎重化が相まったと考えられている³¹⁾。

こうした経済情勢において、各企業は大小の違いはあれども少なからずバブルの影響を受けた事が考えられる。本研究では、債務超過確率を推定する立場から経営環境が不安定な産業を用いることが望ましく、バブル崩壊の影響を最も受けたと考えられる建設産業を企業サンプルとして使用する。また、建設産業との比較を行うために優良企業の多い自動車産業と中間の電気産業からサンプル企業を抽出する。

サンプル企業は表2のとおりである。

これらのサンプル企業についてデータ抽出を行った1990年代の10年間はバブルが頂点に達し崩壊した期間であり、バブルの影響が少なからず生じていることが考えられる。また、当該期間においてはキャッシュ・フローに十分な注意が払われず、土地や株等の価値が重視されていた時代であることから、キャッシュ・フローを研究する筆者にとって意義があると考えられる。さらに、バブルの影響を受けた建設産業に対し、バブル時代でもキャッシュ・フローを重視した経営を続けた優良産

30) 深尾光洋「1980年代後半の資産価格バブル発生と90年代の不況の原因」村松岐夫・奥野正寛編著『平成バブルの研究』東洋経済新報社、2002年、92頁。

31) 深尾光洋、前掲書、100～113頁。

表2 サンプル企業

自動車産業	スズキ（株）、本田技研工業（株）、マツダ（株）、トヨタ自動車（株）、いすゞ自動車（株）、日産自動車（株）、日野自動車（株）、三菱自動車工業（株）、富士重工業（株）
電気産業	日本電気（株）、富士通（株）、沖電気工業（株）、東洋通信機（株）、日本無線（株）、シャープ（株）、アンリツ（株）、三洋電機（株）、アルプス電気（株）、日本電波工業（株）
建設産業	（株）長谷工コーポレーション、西松建設（株）、大豊建設（株）、前田建設工業（株）、大和ハウス工業（株）、（株）きんでん、（株）熊谷組、積水ハウス（株）、エス・バイ・エル（株）

業であるとされる自動車産業や電気産業との比較についても、キャッシュ・フロー情報の有用性という研究に取り組む筆者にとって興味深いところである。

2. パラメータの推定方法

(41) 式により債務超過確率を求めるためにはパラメータ δ （配当利回り）、 T （時点）、 V_A （現在資産価値）、 X （負債簿価）、 r （金利）、 μ （資産価値収益率）、 σ_A （資産価値ボラティリティ）および V_E （現在企業価値）に値を与えなければならない。このうち時点 T 以外は、直接市場等では観測できないため、別途仮定を導入して推定することとなる。

以下、各パラメータの与え方について述べる。

- ① δ （配当利回り）は有価証券報告書の利益処分計算書より当期の配当金／現在資産価値（ V_A ）により算定する。
- ② T （時点）は1年とする。
- ③ V_A （現在資産価値）は（株価×発行済株式数）＋負債簿価により求める。
なお、発行済株式数は日経 NEEDS 2003 の期中平均株式数、株価は大和証券株式会社ホームページ³²⁾より抽出する。
- ④ X （負債簿価）は貸借対照表の負債合計より抽出する。
- ⑤ r （金利）は1年物国債金利であるが、本稿では日本銀行ホームページ³³⁾より抽出した利付国債10年物金利を使用する。
- ⑥ μ （資産価値収益率）の算定方法は（46）式のとおりである。

$$\mu(t) = \max \left[\frac{V_A(t) + \text{Dividends} - V_A(t-1)}{V_A(t-1)}, r \right] \quad (46)$$

なお、Dividends（配当金）は利益処分計算書より、中間配当額＋期末配当額にて算出する。

- ⑦ 現在資産価値（ V_A ）と資産価値ボラティリティ（ σ_A ）は（42）式と（43）式について連立方程

32) 大和証券株式会社ホームページ 〈<http://www.daiwa.co.jp>〉

33) 日本銀行ホームページ 〈<http://www.boj.or.jp>〉

式を解くことで求められる。

なお、株式ボラティリティ (σ_E) は Hillegeist et al. [2004] では、日足株価データを使用して算定する³⁴⁾としているが、本研究では入手可能なデータと算定期間の関係上、月足株価データの12ヶ月分を使用して推定する。

⑧現在企業価値 (V_E) は (43) 式により推定する。

⑨ d_1 と d_2 の算定には (44) と (45) 式を使用する。

3. ボラティリティの推定方法

株式ボラティリティ (σ_E) は、株価によって得られる収益の不確実性を示す基準である。株価のボラティリティは、1年当たりの連続複利ベースで表わされた収益の標準偏差として定義される。ヒストリカル・データによる株価ボラティリティの推定には特定期間における株価が使用され³⁵⁾、以下のように定義する。

$n+1$: 観測データの数

S_i : 第 i 期間の期末時点における株価 ($i=0, 1, \dots, n$)

τ : 1 期間の長さ (年単位)

$$u_i = \ln\left(\frac{S_i}{S_{i-1}}\right), i=1, 2, \dots, n \quad (47)$$

$S_i = S_{i-1}e^{u_i}$ であるので、 u_i は i 期間の連続複利収益であり、 u_i の標準偏差の不偏推定値 s は、

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (u_i - \bar{u})^2} \text{ または, } s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n u_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} \left(\sum_{i=1}^n u_i \right)^2}$$

である。 n は本稿では12ヶ月ボラティリティを用いるため12となり、時間を1年間として算定する。

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n u_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} \left(\sum_{i=1}^n u_i \right)^2} \times \sqrt{12} \quad (48)$$

u_i の標準偏差は $\sigma\sqrt{\tau}$ であるので、不偏推定値 s は $\sigma\sqrt{\tau}$ の推定値になり、 σ は下記の σ^* によって与えられる。

$$\sigma^* = \frac{s}{\sqrt{\tau}} \quad (49)$$

推定値の標準誤差はおよそ $\sigma^*/\sqrt{2n}$ となる³⁶⁾。

34) Hillegeist et al., *op.cit.*, p. 9.

35) John C. Hull, *op.cit.*, pp. 238-239.

36) *Ibid.*, p. 239.

Ⅲ. 改訂版 Black-Scholes-Merton モデルによる 3 産業の債務超過確率推定結果

1. 各産業の確率と格付評価の比較

(1) 自動車産業

自動車産業 9 社の債務超過確率は表 3 のとおりである。

自動車産業におけるパラメータの特徴としては、株価が安定的であることから株価ボラティリティの変動が少ないほか、全般に安定して推移する傾向となっている。このため、債務超過確率の推定結果は低水準となったと考えられる。

ここでは、各企業の中で 1% を超える推定値が得られた日野自動車、いすゞ自動車、三菱自動車工業および日産自動車の 4 社について推定値の変動と債券格付の推移とを比較し、債務超過確率との整合性について検証する。なお、債券格付は株式会社日本格付投資情報センターより提供されたものを用いている³⁷⁾。

①日野自動車（株）

表 4 は日野自動車における年度別の債務超過確率と格付の推移を示している。

債務超過確率は、1996 年から推定値が上昇し始め 1998 年がピークとなっている。この間の格付は、A+ を維持するものの債務超過確率がピークとなった翌年の 1999 年には A- へと低下している。ここでは、債務超過確率の推定値が格付の動きを先行するような推定値となっている点が興味深い。

②いすゞ自動車（株）

表 5 はいすゞ自動車の債務超過確率と格付の推移を示している。

表 3 自動車産業の債務超過確率

年	日 野 自動車	本田技 研工業	富 士 重工業	三 菱 自動車	スズキ	トヨタ 自動車	マツダ	いすゞ 自動車	日 産 自動車
1992	0.00581	0.00000	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00015	0.00000
1993	0.00065	0.00000	0.00459	0.00000	0.00000	0.00000	0.00518	0.01372	0.00004
1994	0.00000	0.00000	0.00002	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1995	0.00000	0.00000	0.00022	0.00000	0.00000	0.00000	0.00552	0.00001	0.00000
1996	0.00567	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00010	0.00016	0.00000
1997	0.00472	0.00000	0.00082	0.00003	0.00116	0.00000	0.00113	0.07666	0.00000
1998	0.01725	0.00000	0.00458	0.06663	0.00000	0.00000	0.00147	0.18302	0.00721
1999	0.00469	0.00000	0.00000	0.02124	0.00000	0.00001	0.00007	0.03939	0.01704
2000	0.00000	0.00000	0.00001	0.00627	0.00000	0.00000	0.00029	0.00000	0.00000
2001	0.00511	0.00000	0.00057	0.00001	0.00001	0.00000	0.00332	0.01836	0.00970

37) 本研究では、研究代表者安永利啓先生『企業の存続可能性モデルの構築』（平成 12 年～平成 14 年度科学研究費助成金研究）のための株式会社日本格付投資情報センター「債券格付データベース」を利用している。なお、格付の欠損年については直近の格付を使用した。

表4 日野自動車の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00581	A+
1993	0.00065	A+
1994	0.00000	A+
1995	0.00000	A+
1996	0.00567	A+
1997	0.00472	A+
1998	0.01725	A+
1999	0.00469	A-
2000	0.00000	A-
2001	0.00511	A-

表5 いすゞ自動車の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00015	BB+
1993	0.01372	BB+
1994	0.00000	BB+
1995	0.00001	BB+
1996	0.00016	BBB+
1997	0.07666	A-
1998	0.18302	A-
1999	0.03939	BBB-
2000	0.00000	BBB-
2001	0.01836	BBB-

1996年からの債務超過確率上昇の背景には、国内トラック販売の不振が挙げられる。しかしながら、1999年にはGMとの提携が決まったことで2000年にかけて債務超過確率の低下が見られる。

債務超過確率と格付を比較する場合、債務超過確率は1996年から上昇し始め1998年がピークとなっている。この変化は、株価ボラティリティの数値が上昇したことに伴う変化である。この間の格付は、逆に、BB+からBBB+に、さらにA-へとランクアップしており、債務超過確率との整合性が見られないものの債務超過確率がピークとなった翌年の1999年には逆にBBB-へと3ランク低下している。日野自動車と同様に債務超過確率の推定値が格付の動きを先行するような推移が見られる。

③三菱自動車工業（株）

表6は三菱自動車工業における債務超過確率と格付の推移を示している。

三菱自動車では、1998年にリコールが発生すると同時に大型トラックの製造ラインを休止するなどの経営不振が見られ、算定された債務超過確率の上昇にも表れている。

債務超過確率は、1998年に約6%の数値が検出されている。この前後の格付は、1998年より格下げが始まり債務超過確率が上昇した翌年最低の格付となった。三菱自動車工業の場合、債務超過確率は中位のランクの変化には反応しないものの最下層にランクされる前年には債務超過確率が上昇している。ここでも、債務超過確率の推移が格付の推移を先行する推定値を示している。

④日産自動車（株）

表7は日産自動車における債務超過確率と格付の推移を示している。

債務超過確率は、1998年に0.7%の数値が検出され、同時に格付の格下げが始まっている。翌年の1999年には債務超過確率は1.7%と上昇し、格付は低下する。日産自動車の場合、債務超過確率の推定値と格付評価はほぼ同様の動きを見せている。

(2) 電気産業

電気産業10社の債務超過確率は表8のとおりである。

表6 三菱自動車の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00000	AA-
1993	0.00000	AA-
1994	0.00000	AA-
1995	0.00000	AA-
1996	0.00000	AA
1997	0.00003	AA
1998	0.06663	A+
1999	0.02124	BBB-
2000	0.00627	BBB-
2001	0.00001	BB+

表7 日産自動車の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00000	AA+
1993	0.00004	AA+
1994	0.00000	AA
1995	0.00000	AA-
1996	0.00000	AA-
1997	0.00000	AA
1998	0.00721	A-
1999	0.01704	BBB
2000	0.00000	BBB
2001	0.00970	BBB

表8 電気産業の債務超過確率

年	日本電気	富士通	シャープ	日本無線	三洋電機	アンリツ	アルプス電気	沖電気工業	日本電波工業	東洋通信機
1992	0.01666	0.00000	0.00070	0.00245	0.00000	0.00000	0.00000	0.00004	0.00005	0.00734
1993	0.00235	0.00051	0.00005	0.00659	0.00000	0.00186	0.01256	0.00953	0.00716	0.00000
1994	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00019	0.00008	0.00000
1995	0.00000	0.00000	0.00000	0.00051	0.00000	0.00000	0.00003	0.00012	0.00000	0.00000
1996	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00010	0.00002	0.00002
1997	0.00124	0.00000	0.00057	0.02343	0.00000	0.00000	0.00024	0.00699	0.01596	0.14191
1998	0.00504	0.00000	0.01605	0.00637	0.00000	0.00000	0.00140	0.05397	0.03674	0.00013
1999	0.00006	0.00508	0.04152	0.02655	0.00009	0.00013	0.03025	0.00033	0.10142	0.02713
2000	0.01380	0.00000	0.00182	0.01231	0.03899	0.00153	0.02917	0.00066	0.05596	0.00200
2001	0.04709	0.00000	0.00132	0.00003	0.00075	0.00051	0.01055	0.05016	0.00166	0.00001

電気産業におけるパラメータの特徴としては、株価の変動幅が比較的大きく、そのため、自動車産業の推定結果よりも推定値の変動が大きくなっている。

ここでは、10%を超える推定値が得られた日本電波（株）および東洋通信機（株）の結果について自動車産業と同様に推定値の変動と格付の推移とを比較し、債務超過確率との整合性について検証する。

①日本電波工業（株）

表9は日本電波工業における債務超過確率と格付の推移を示している。

日本電波工業の債務超過確率は、1997年から債務超過確率が上昇し、1999年がピークとなっている。1997年頃からの日本電波工業は、売上が伸びて増収であったが、厳しい価格競争や値下げ要求による単価下落のためか売上原価率の上昇により当期利益が減少した。これは、債務超過確率の上昇の動きと連動している。しかし、1999年は増収増益を記録して財務状態は改善しているが、債務超過確率は上昇を続けている。

表9 日本電波工業の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00005	BBB-
1993	0.00716	BBB-
1994	0.00008	BBB-
1995	0.00000	BBB-
1996	0.00002	BBB-
1997	0.01596	BBB-
1998	0.03674	BBB-
1999	0.10142	BBB-
2000	0.05596	BBB-
2001	0.00166	BBB-

表10 東洋通信機の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00734	BBB+
1993	0.00000	BBB+
1994	0.00000	BBB+
1995	0.00000	BBB+
1996	0.00002	BBB+
1997	0.14191	BBB+
1998	0.00013	BBB-
1999	0.02713	BBB-
2000	0.00200	BBB
2001	0.00001	BBB

この間の格付は10年間を通じて無変化である。債務超過確率は、株価の変動を表わす株価ボラティリティの変化の影響を受けやすい。日本電波工業の株価の推移は、債務超過確立と連動しているが、格付は必ずしも株価との連動性がみられない。

②東洋通信機（株）

表10は東洋通信機における債務超過確率と格付の推移を示している。

東洋通信機は、1997年移動体通信端末など情報通信機器向けに販売数は伸びるものの採算の悪い水晶発振器から低価格の振動子への需要転換によって経営不振に陥ったこともあり、債務超過確率は上昇を見せる。

債務超過確率では、1997年に高水準の推定値が得られた。これに対して格付は、その翌年である1998年にBBB+からBBB-へと低下している。

したがって、東洋通信機においても債務超過確率の推定は、格付の動きを先行するような推定値が得られた。これは、日野自動車、いすゞ自動車および三菱自動車にも同様の傾向が表れており、興味深い点である。

(3) 建設産業

建設産業9社の債務超過確率は表11のとおりである。

建設産業の特徴としては株価が大きく変動することがあり、そのため、電気産業の推定結果よりも推定値の変動がさらに大きくなっている。

ここでは、10%を超える推定値が得られた長谷工コーポレーション（株）および熊谷組（株）の結果について自動車産業および電気産業と同様に推定値の変動と格付の推移とを比較し、債務超過確率との整合性について検証する。

①長谷工コーポレーション（株）

表12は長谷工コーポレーションにおける債務超過確率と格付の推移を示している。

長谷工コーポレーションにおいては、1996年3月決算時に不良資産を一括償却するために1,927

表 11 建設産業の債務超過確率

年	長谷工 コーポ レーション	西松 建設	大豊 建設	前田 建設 工業	熊谷組	エス・ バイ・ エル	大和 ハウス 工業	積水 ハウス	きんでん	戸田 建設
1992	0.00000	0.00015	0.01334	0.00122	0.00000	0.01975	0.00000	0.00000	0.00000	0.00587
1993	0.00007	0.00054	0.00187	0.00000	0.00206	0.00008	0.00000	0.00000	0.00011	0.00065
1994	0.00001	0.00000	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00004	0.00000
1995	0.00040	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
1996	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00004
1997	0.28609	0.04896	0.03657	0.04651	0.10703	0.03994	0.01559	0.00005	0.00000	0.07011
1998	0.02058	0.00001	0.00036	0.00026	0.00975	0.02822	0.00000	0.00000	0.00000	0.00034
1999	0.07290	0.00091	0.00063	0.00100	0.03182	0.00796	0.00024	0.00000	0.00002	0.00883
2000	0.00000	0.00032	0.00002	0.00047	0.30265	0.00086	0.00000	0.00000	0.00022	0.00910
2001	0.10876	0.00302	0.02299	0.00637	0.04708	0.01971	0.00000	0.00000	0.00000	0.00206

表 12 東洋通信機の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00000	A-
1993	0.00007	BBB+
1994	0.00001	BBB+
1995	0.00040	BBB-
1996	0.00003	BBB-
1997	0.28609	BB-
1998	0.02058	CCC+
1999	0.07290	B
2000	0.00000	B
2001	0.10876	B

表 13 熊谷組の債務超過確率と格付

年	債務超過確率	格付
1992	0.00000	A-
1993	0.00206	BBB+
1994	0.00000	BBB+
1995	0.00000	BBB+
1996	0.00000	BBB-
1997	0.10703	BB+
1998	0.00975	BB+
1999	0.03182	B
2000	0.30265	B
2001	0.04708	B

億円の赤字を計上したことや 1997 年に国内外の子会社で不良資産の損切りを実施し、特別損失として株式評価損を 127 億円計上したことが債務超過確率に影響したと思われる。

債務超過確率は、1997 年に数値が急上昇しており、格付でも 3 ノッチの格下げが見られる。さらに 1998 年には CCC+ まで格下げされ、1999 年に B まで戻しているものの要注意の投資対象とされていることには変わりはなく、対応して債務超過確率も目立つ数値となっている。

したがって、長谷工コーポレーションの債務超過確率の推移は、自動車産業や電気産業の一部でも見られたような格付の動きを先行する推定値を示している。

②熊谷組（株）

表 13 は熊谷組の債務超過確率と格付の推移を示している。

熊谷組では、2000 年にバブル期に手掛けた不動産開発、ゴルフ場事業の整理に伴い特別損失を 4,141 億円計上し債務超過に陥るとともに銀行から債権放棄を受ける等により株価が 100 円を下

回ったことが要因となり、債務超過確率が上昇したものと考えられる。その後、2001年より経営再建が行われて債務超過確率の推定値も連動したような改善が見られる。

債務超過確率は、1997年および2000年に推定値の急上昇が見られる。これに対し、格付は1996年から格下げの一途をたどっている。熊谷組の場合、債務超過確率の格付に対する先行性は表れていない。また、債務超過確率は1996年の格下げを検出できていないが推定値と格付評価の推移は、ほぼ同様の動きを見せている。

2. 改訂版 Black-Scholes-Merton モデルの有効性

3産業共通に見られる債務超過確率の傾向は、大多数の企業において債務超過確率の推定値が1996年から上昇し、2000年以降に下降する点である。一般に、バブル景気の崩壊の影響は1997年から始まり、2000年には影響を各企業が吸収し安定しはじめたといわれることと符合する。特に、3産業の中でも建設産業は、債務超過確率の変動幅が最も大きくなっている。したがって、建設産業が不良資産の大量保有や債務保証等により、バブル景気の崩壊の影響を最も大きく受けたという仮説が実証されたと考えられる。

債務超過確率の比較的大きな推定値が得られた企業に関して債務超過確率の推移と企業評価において最も有効性が高いと考えられる格付評価の推移とを比較した。その結果、債務超過確率の推定値は格付と同様または格付に先行する数値が得られたことは興味深い。ただし、一部の企業では債務超過確率に変動がなくても格付の変動が見受けられることから、改訂版 Black-Scholes-Merton モデルの我が国への適用を考慮する場合、さらなる改良の余地がある。

しかしながら、評価に要する費用や時間といった経済面を比較すると格付は多大な時間と費用を要するのに対し、改訂版 Black-Scholes-Merton モデルでは計算過程は一般には複雑であるものの、コンピュータが普及した現代社会にあつては簡便に推定することが可能である。よって、我が国の企業を評価する上でも有効であると考えられる。

また、3産業において債務超過確率が上昇した企業を個別に格付との評価を実施したが、産業別で捉える場合、自動車産業では数パーセントであっても格付が変動しているのに対して建設産業では十数パーセントで格付が変動するといった格差が生じている。

改訂版 Black-Scholes-Merton モデルを企業評価に用いる場合、パラメータを産業別に変更し最適化する、共通のパラメータを模索する、産業ごとの推定値を読み替える等の方法により精度の向上を図ることが考えられる。

お わ り に

本研究の意義は、改訂版 Black-Scholes-Merton モデルを用いてバブル崩壊後の10年の企業サンプルにおける債務超過確率を時系列的に推定するとともに、推定結果と債券格付の比較によりその

有効性を評価した点にある。

推定結果からは、我が国の企業に対しても改訂版 Black-Scholes-Merton を適用して評価する有効性が認められた。本稿で使用した改訂版 Black-Scholes-Merton モデルは、株価を使用した債務超過確率の推定である。このため、企業サンプルに倒産した企業データを採用する場合、その有効性がより鮮明になる事が推測できるが本研究における株価データの入手方法には制約があり、倒産企業の株価が入手できず、サンプル企業に倒産企業を含めることができなかった。サンプル企業に倒産企業を含め、その数期前から債務超過確率を推定すれば、その変動幅の動きからバブル崩壊の与えた影響を各企業の明暗とともに浮き彫りにできると考えられる。

さらに、本稿で扱った1990年代は、バブルの頂点から崩壊に至る期間であり、企業経営は、キャッシュ・フローに基づかずキャッシュ・フローが軽視される一方で、土地や株式等に価値が認められた時代と考えられている。このことが本研究において算定した債務超過確率の推定結果から裏付けが得られた点にも意義がある。

今後はこれらの成果を用いて次の3点に取り組みたいと考えている。

第1に、筆者の当面の課題としているキャッシュ・フロー計算書情報と債券格付との関係性における実証分析を実施するにあたり、本研究において推定された債務超過確率をパラメータの1つとして使用し、キャッシュ・フロー計算書情報の有効性を裏付ける指標として用いたい。

第2に、本研究で検討した債務超過確率と格付の関係性について、格付レポートによる格付変更の理由やその時点での株価と債務超過確率の変動の理由を追求し、比較検討する。

第3に、バブルの影響を受けた建設産業とバブル時代でもキャッシュ・フローを重視した経営を続けた優良産業である自動車産業や電気産業との比較を筆者の研究の中心テーマである企業健全性測定におけるキャッシュ・フロー計算書情報の有用性の評価においても継続して考察したいと考える。

参 考 文 献

- Altman, E. "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy" *Journal of Finance* 23 (1968), pp. 589-609.
- K. Ito, "On Stochastic Differential Equations," *Memoirs of the American Mathematical Society*, 4 (1951), pp. 1-55.
- James A. Ohlson, "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research* Vol. 18, No. 1, Spring (1980), pp. 109-131.
- John C. Hull "Options, Futures, Options, Futures, and Other Derivatives (Fifth Edition)" Prentice-Hall, 2000.
- 三菱金融商品開発本部訳『フィナンシャル・エンジニアリング第5版デリバティブ取引とリスク管理の総体系』社団法人金融財政事情研究会, 2003年.
- Hillegeist et al., "Assessing the probability of bankruptcy." *Review of Accounting Studies* 9, 5-4, Kluwer Academic Publishers (2004), pp. 5-34.
- F. Black and M. Scholes, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81 (May - June 1973), pp. 637-659.
- R. C. Merton, "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (Spring

- 1973), pp. 141–183.
- R. Merton, “On the Pricing of Corporate Debt; The Risk Structure of Interest Rates,” *Journal of Finance*, 29 (1974), pp. 449–470.
- 石村貞夫・石村園子『金融・証券のためのブラック・ショールズ微分方程式』東京図書, 1999年.
- 袴 道守「信用リスクの評価と共分散構造分析による企業モデル」京都マネジメント・レビュー第1号, 京都産業大学マネジメント研究会, 2002年6月, 185～206頁.
- 小林道正『デリバティブと確率—2項モデルからブラック・ショールズへ—』朝倉書店, 2001年.
- 小林孝雄監訳, ジョン・C・ハル著『先物・オプション取引入門』ピアソン・エデュケーション, 2001年.
- 高村寿一・小山博之編『日本産業史4』, 日本経済新聞社, 1994年.
- 深尾光洋「1980年代後半の資産価格バブル発生と90年代の不況の原因」村松岐夫・奥野正寛編著『平成バブルの研究』東洋経済新報社, 2002年.
- 宮下 洋・米山高生「わが国損害保険企業の効率性分析」林敏彦・松浦克己・米澤康博編著『日本の金融問題—検証から解決へ—』日本評論社, 2003年.
- 野宮大志郎, 池周一郎, 稲葉昭英, 杉野勇『SASのプログラミングの基礎第2版』ハーベスト社, 2004年4月.
- 森棟公夫・刘家武昭編『リスク管理と金融・証券投資戦略』東洋経済新報社, 1998年.
- 森平爽一郎『倒産確率推定のオプション・アプローチ』証券アナリストジャーナル, 1997年10月.
- 森平爽一郎編著『ファイナンシャル・リスク・マネージメント』朝倉書店, 2000年.
- 安永利啓「企業の存続可能性モデルの構築」平成12年～平成14年科学研究費補助金(基盤研究(C)(2))研究成果報告書, 2003年6月.
- 山崎 泉「キャッシュ・フロー計算書情報の有用性—平均差検定とパネルデータ分析—」京都マネジメント・レビュー第6号, 2004年12月, 133～150頁.

Appendix

1. SAS プログラム

Hillegeist et al. (2004)³⁸⁾ をもとに筆者が一部修正して使用したコマンドである.

```
data indata;
set indata;
va=x+ve;
siga=sig*ve/(x+ve);
divrate=(data19)/(x+ve);
if divrate<0 then divrate=.;
if divrate>1 then divrate=.;
run;
proc model data=indata MAXERRORS=1 noprint converge=0.01;
by gvkey year;
bounds 0<va siga;
eq.call=va*exp(-divrate*time)*probnorm(((log(va/x)
+time*(r-divrate+siga*siga/2)))/(siga*sqrt(time)))
-x*exp(-r*time)*probnorm(((log(va/x)
+time*(r-divrate-siga*siga/2)))/(siga*sqrt(time)))
+(1-exp(-divrate*time))*va-ve;
```

38) Hillegeist et al., *op.cit.*, pp. 30–31.

```

eq.hedge=(sigma^va*exp(-divrate*time)/ve)*probnorm(((log(va/x)
+time*(r-divrate+sigma^sigma/2)))/(sigma*sqrt(time)))-sige;
solve va sigma
/out=bsmdata maxiter=50 maxsubit=20;
id gvkey year r data19 divrate x ve sige va sigma;
run;
proc sort data=bsmdata;
by gvkey year;
run;
data bsmdata;
set bsmdata;
gvkeylag=lav(gvkey);
yearlag=lav(year);
tempvar=lav(va);
if (year=yearlag+1) then valag=tempvar;
else valag=.;
mu=(va+data19-valag)/valag;
if mu<r then mu=r;
if mu>1 then mu=1;
if valag=. then mu=.;
if _errors_=0 then bsmtmpl=((log(va/x)
+time*(mu-divrate-sigma^sigma/2)))/(sigma*sqrt(time));
if _errors_=0 then bsmprob=1-probnorm(bsmtmpl);
bsmtmpl2=bsmprob/(1-bsmprob);
bsmscore=log(bsmtmpl2);
if bsmprob<0.00001 then bsmscore=-11.51292;
if bsmprob>0.99999 then bsmscore=11.51292;
if bsmprob=. then bsmscore=.;
drop_type__mode__errors_ tempvar;
run;

```


2. SAS プログラムによる算定データ

(1) 自動車産業

企業名	year	divrate	sige	va	siga	mu
トヨタ自動車 (株)	1992	0.00952	0.12541	7,324,082,358,795	0.08934208	0.04800
	1993	0.00985	0.25885	7,114,427,890,369	0.189598529	0.03300
	1994	0.00846	0.18409	8,269,794,837,758	0.141628388	0.17234
	1995	0.00564	0.15824	9,543,863,822,366	0.125211509	0.16062
	1996	0.00709	0.21359	10,001,394,731,354	0.169039312	0.05541
	1997	0.00563	0.34487	14,762,760,199,143	0.28896074	0.48441
	1998	0.00542	0.23201	16,105,320,773,824	0.202772214	0.09687
	1999	0.00635	0.47165	13,590,723,255,692	0.394650174	0.01700
	2000	0.00435	0.27593	20,641,567,600,968	0.247035196	0.52542
	2001	0.00497	0.2555	18,496,031,275,103	0.220730956	0.01300
マツダ (株)	1992	0.00605	0.22706	1,291,757,731,845	0.080110075	0.36661
	1993	0.00500	0.43756	1,261,566,032,764	0.125938083	0.03300
	1994	0.00000	0.23333	1,200,089,712,851	0.064744249	0.04500
	1995	0.00000	0.50506	1,266,292,129,276	0.20747187	0.05516
	1996	0.00000	0.32579	1,077,818,238,255	0.113962231	0.02700
	1997	0.00000	0.40857	1,029,244,191,128	0.166035792	0.01900
	1998	0.00000	0.3977	912,896,390,103	0.129511008	0.02100
	1999	0.00443	0.44059	1,091,801,393,088	0.18024622	0.20133
	2000	0.00219	0.36315	1,103,783,609,072	0.148401809	0.01700
	2001	0.00000	0.61489	1,286,625,676,037	0.151981426	0.16565
日産自動車 (株)	1992	0.01062	0.17172	3,213,455,601,380	0.067433075	0.68392
	1993	0.00573	0.30567	3,005,724,347,008	0.11148824	0.03300
	1994	0.00528	0.2202	3,250,795,467,272	0.104186748	0.08739
	1995	0.00520	0.30008	3,328,035,739,036	0.156803472	0.03200
	1996	0.00538	0.2994	3,226,312,284,372	0.152079191	0.02700
	1997	0.00582	0.26495	2,988,193,100,225	0.118614217	0.01900
	1998	0.00806	0.47946	3,073,748,659,689	0.156475814	0.03704
	1999	0.00000	0.5118	2,680,839,849,774	0.115635436	0.01700
	2000	0.00000	0.39358	3,431,132,339,593	0.134310683	0.27987
	2001	0.00826	0.49702	3,341,275,042,277	0.187062076	0.01300
本田技研工業 (株)	1992	0.00655	0.17639	2,042,475,410,605	0.114699843	0.11785
	1993	0.00753	0.27935	1,788,569,144,185	0.176250254	0.03300
	1994	0.00660	0.24184	2,030,822,101,301	0.157034803	0.14307
	1995	0.00596	0.3255	2,264,734,148,745	0.22844454	0.12190
	1996	0.00523	0.3099	2,591,178,670,491	0.233236498	0.15017
	1997	0.00384	0.29533	3,791,314,890,152	0.244748915	0.46880
	1998	0.00336	0.43666	5,211,240,442,735	0.387580001	0.37915
	1999	0.00519	0.25902	4,121,037,917,619	0.223653508	0.01700
	2000	0.00535	0.38996	4,176,796,451,726	0.34166722	0.01897
	2001	0.00563	0.42102	3,972,167,505,757	0.367739612	0.01300
三菱自動車工業 (株)	1992	0.00335	0.16332	1,724,073,923,201	0.046038942	0.04800
	1993	0.00339	0.20855	1,720,177,055,007	0.050362698	0.03300
	1994	0.00341	0.17522	1,696,996,852,291	0.052010141	0.04500
	1995	0.00336	0.18903	1,878,578,030,136	0.070371058	0.11080
	1996	0.00369	0.17685	1,715,832,652,583	0.059690857	0.02700
	1997	0.00358	0.30762	1,776,848,787,511	0.099041015	0.03932
	1998	0.00208	0.64847	1,522,102,540,107	0.122964686	0.02100
	1999	0.00000	0.51153	1,343,615,152,647	0.075188527	0.01700
	2000	0.00000	0.43045	1,304,299,161,671	0.073971719	0.01700
	2001	0.00000	0.60839	1,730,658,005,882	0.124592224	0.32689

スズキ（株）	1992	0.00512	0.21985	595,409,922,820	0.073113652	0.05289
	1993	0.00444	0.2536	696,106,500,391	0.103193004	0.17441
	1994	0.00429	0.26156	766,486,996,865	0.132287188	0.10594
	1995	0.00378	0.21885	875,607,508,008	0.108634295	0.14675
	1996	0.00435	0.25825	863,826,086,265	0.125811063	0.02700
	1997	0.00448	0.41638	843,014,462,325	0.186661096	0.01900
	1998	0.00375	0.25612	889,108,226,066	0.122308293	0.05867
	1999	0.00349	0.28851	1,031,386,408,169	0.148494064	0.16410
	2000	0.00381	0.29989	1,083,942,668,947	0.170520972	0.05499
	2001	0.00342	0.42694	1,335,496,774,935	0.269156611	0.23631
いすゞ自動車（株）	1992	0.00000	0.44792	996,592,723,730	0.144247039	0.19283
	1993	0.00000	0.51014	1,012,134,541,649	0.145515833	0.03300
	1994	0.00000	0.23646	1,012,030,051,721	0.0640199	0.04500
	1995	0.00000	0.36355	1,161,086,869,313	0.133417504	0.14728
	1996	0.00464	0.33429	1,091,030,034,640	0.122525998	0.02700
	1997	0.00442	0.78972	1,144,227,696,080	0.345528706	0.05348
	1998	0.00564	0.85302	885,672,772,231	0.196131301	0.02100
	1999	0.00000	0.61126	856,683,140,305	0.170845953	0.01700
	2000	0.00000	0.4027	1,033,708,715,584	0.079676799	0.20664
	2001	0.00000	0.53548	1,055,686,287,723	0.129830163	0.02126
富士重工業（株）	1992	0.00000	0.28815	647,613,498,409	0.076531691	0.04800
	1993	0.00000	0.44514	678,133,367,682	0.098305173	0.04713
	1994	0.00000	0.26499	613,074,600,668	0.049707245	0.04500
	1995	0.00000	0.37521	659,838,231,064	0.110389603	0.07628
	1996	0.00482	0.17158	595,438,778,822	0.050092148	0.02700
	1997	0.00673	0.38636	612,208,587,233	0.131626449	0.03518
	1998	0.00672	0.41519	613,022,026,676	0.099892448	0.02100
	1999	0.00665	0.30578	717,043,252,019	0.108613681	0.17755
	2000	0.00722	0.31739	758,717,659,111	0.140735241	0.06583
	2001	0.00808	0.45631	826,694,244,298	0.236693811	0.09845
日野自動車（株）	1992	0.00484	0.53154	505,449,102,113	0.289198085	0.04800
	1993	0.00510	0.38347	413,748,346,152	0.156559995	0.03300
	1994	0.00514	0.26399	412,395,390,295	0.117105584	0.04500
	1995	0.00392	0.33426	546,874,562,408	0.182245714	0.33137
	1996	0.00432	0.52444	496,443,600,778	0.277603405	0.02700
	1997	0.00447	0.50483	481,361,409,211	0.257598268	0.01900
	1998	0.00648	0.49762	329,883,754,892	0.114567376	0.02100
	1999	0.00000	0.5273	358,754,552,709	0.140704107	0.08752
	2000	0.00000	0.43055	451,980,162,870	0.099437267	0.25986
	2001	0.00000	0.4246	405,311,799,889	0.083741182	0.01300

(2) 電気産業

企業名	year	divrate	sige	va	siga	mu
シャープ（株）	1992	0.0115	0.35100	990,067,648,413	0.10799	0.04805
	1993	0.0124	0.28600	924,715,061,027	0.08424	0.03342
	1994	0.0129	0.26200	911,218,106,343	0.08447	0.04529
	1995	0.0123	0.27700	1,064,786,636,356	0.11588	0.18319
	1996	0.0124	0.21800	1,062,029,777,465	0.08563	0.02727
	1997	0.0120	0.39800	1,109,140,089,751	0.16246	0.05709
	1998	0.0160	0.45300	830,689,750,497	0.08757	0.02050
	1999	0.0159	0.56000	835,185,561,666	0.12348	0.02169
	2000	0.0172	0.31800	775,890,115,473	0.04427	0.01659
	2001	0.0175	0.46000	829,280,875,533	0.07312	0.08769

日本電気 (株)	1992	0.0057	0.49525	2,578,961,546,093	0.11188	0.04805
	1993	0.0059	0.36873	2,529,045,995,803	0.06377	0.03342
	1994	0.0057	0.24665	2,603,364,026,415	0.04698	0.04529
	1995	0.0053	0.25450	2,835,345,850,663	0.06199	0.09503
	1996	0.0054	0.22499	3,061,725,564,007	0.04588	0.08584
	1997	0.0056	0.36159	3,044,242,035,400	0.08596	0.01918
	1998	0.0055	0.46004	3,167,493,846,793	0.10871	0.04626
	1999	0.0040	0.35192	3,373,838,408,127	0.06091	0.06951
	2000	0.0030	0.47987	3,176,769,261,584	0.09527	0.01659
	2001	0.0054	0.66085	3,303,363,897,830	0.14397	0.04559
富士通 (株)	1992	0.0042	0.15951	4,185,074,164,223	0.09028	0.04805
	1993	0.0034	0.43492	4,159,621,455,524	0.25290	0.03342
	1994	0.0031	0.23571	4,569,385,229,828	0.15162	0.10200
	1995	0.0035	0.26314	5,198,689,924,092	0.17726	0.14170
	1996	0.0032	0.24668	5,642,429,473,023	0.15877	0.08890
	1997	0.0023	0.32440	7,982,084,462,103	0.23300	0.41792
	1998	0.0021	0.31055	8,925,188,994,702	0.22803	0.12049
	1999	0.0024	0.60833	7,927,186,594,183	0.42288	0.01704
	2000	0.0017	0.47244	11,663,825,387,892	0.38463	0.47385
	2001	0.0019	0.38591	10,560,365,704,736	0.30644	0.01329
沖電気工業 (株)	1992	0.0051	0.30166	803,471,011,306	0.09812	0.05559
	1993	0.0056	0.47056	747,606,681,462	0.13126	0.03342
	1994	0.0000	0.32832	660,983,288,937	0.09687	0.04529
	1995	0.0000	0.38402	726,762,944,367	0.15065	0.09952
	1996	0.0000	0.31778	671,631,662,670	0.09984	0.02727
	1997	0.0062	0.46122	683,035,109,782	0.13864	0.02336
	1998	0.0066	0.62453	633,206,025,960	0.15803	0.02050
	1999	0.0060	0.42848	702,982,657,899	0.12975	0.11696
	2000	0.0000	0.36760	679,783,229,254	0.11685	0.01659
	2001	0.0000	0.63944	601,375,427,874	0.17293	0.01329
日本無線 (株)	1992	0.0178	0.53404	167,052,081,005	0.20399	0.19824
	1993	0.0070	0.48534	153,513,239,587	0.19937	0.03342
	1994	0.0053	0.22531	201,203,024,018	0.09184	0.31785
	1995	0.0054	0.39275	199,906,000,050	0.18392	0.03184
	1996	0.0060	0.28764	192,513,021,026	0.13247	0.02727
	1997	0.0062	0.58746	176,396,206,455	0.24314	0.01918
	1998	0.0072	0.47119	152,077,213,890	0.17640	0.02050
	1999	0.0076	0.53849	142,655,193,817	0.13329	0.01704
	2000	0.0066	0.49414	144,649,438,800	0.14146	0.02075
	2001	0.0000	0.35321	157,421,256,717	0.09266	0.08829
三洋電機 (株)	1992	0.0055	0.18612	2,244,757,109,710	0.13837	0.04800
	1993	0.0058	0.31181	1,654,531,137,733	0.19713	0.03300
	1994	0.0055	0.18564	1,733,426,989,848	0.11949	0.05358
	1995	0.0040	0.28308	2,442,078,847,555	0.20715	0.41444
	1996	0.0015	0.23265	2,244,362,502,026	0.16193	0.02700
	1997	0.0044	0.34372	2,189,612,420,981	0.23336	0.01900
	1998	0.0080	0.24269	1,203,803,299,224	0.09104	0.02100
	1999	0.0070	0.39873	1,341,368,933,770	0.17670	0.12219
	2000	0.0066	0.66994	1,396,034,673,734	0.27022	0.04773
	2001	0.0086	0.35499	1,289,250,323,077	0.10587	0.01300

アンリツ（株）	1992	0.0044	0.24265	225,989,044,800	0.18330	0.09702
	1993	0.0049	0.57309	203,407,501,008	0.42205	0.03342
	1994	0.0044	0.28953	226,173,731,923	0.21987	0.11687
	1995	0.0039	0.32464	255,861,798,406	0.25858	0.13571
	1996	0.0032	0.30433	309,781,801,762	0.23950	0.21467
	1997	0.0024	0.53354	476,713,809,229	0.46558	0.54253
	1998	0.0017	0.39570	676,209,994,630	0.35287	0.42087
	1999	0.0021	3.61809	483,080,331,845	3.57007	0.01704
	2000	0.0010	0.71037	553,982,869,842	0.61497	0.14795
	2001	0.0028	0.59856	548,550,331,153	0.49681	0.01329
アルプス電気（株）	1992	0.0083	0.21850	312,144,568,228	0.03922	0.14222
	1993	0.0042	0.46199	310,308,475,190	0.07904	0.03300
	1994	0.0000	0.21204	235,462,416,498	0.03347	0.04500
	1995	0.0021	0.33091	255,065,435,533	0.08156	0.08554
	1996	0.0020	0.21486	259,518,891,964	0.04424	0.02700
	1997	0.0038	0.38188	277,598,927,289	0.08854	0.07381
	1998	0.0068	0.34869	260,306,514,726	0.06193	0.02100
	1999	0.0074	0.68883	286,223,759,441	0.21492	0.10782
	2000	0.0056	0.69542	316,870,680,791	0.24389	0.11339
	2001	0.0077	0.50506	277,882,173,637	0.19169	0.01300
日本電波工業（株）	1992	0.0077	0.39363	30,398,335,667	0.16939	0.17363
	1993	0.0042	0.49425	28,239,729,734	0.20202	0.03342
	1994	0.0034	0.43856	34,325,213,811	0.17288	0.21978
	1995	0.0043	0.21039	46,211,948,693	0.07117	0.35217
	1996	0.0058	0.28202	44,271,826,671	0.08382	0.02727
	1997	0.0075	0.52273	42,338,961,787	0.17581	0.01918
	1998	0.0112	0.54992	33,583,749,734	0.11837	0.02050
	1999	0.0078	0.69341	30,313,846,074	0.13083	0.01704
	2000	0.0089	0.64026	31,094,934,113	0.12359	0.03508
	2001	0.0160	0.39711	32,074,423,557	0.06788	0.04819
東洋通信機（株）	1992	0.0079	0.50171	69,237,859,859	0.22166	0.04800
	1993	0.0067	0.35487	82,889,750,192	0.17799	0.20530
	1994	0.0059	0.27317	93,279,956,450	0.15030	0.13213
	1995	0.0051	0.30616	108,998,704,156	0.16157	0.17454
	1996	0.0056	0.34694	99,583,513,194	0.20032	0.02700
	1997	0.0054	0.98194	101,365,438,800	0.59319	0.02354
	1998	0.0057	0.40427	97,511,434,518	0.24848	0.02100
	1999	0.0000	0.83702	120,579,267,355	0.50911	0.23657
	2000	0.0021	0.54021	135,066,308,892	0.30078	0.12248
	2001	0.0036	0.38626	156,928,814,283	0.21547	0.16603

(3) 建設産業

企業名	year	divrate	sige	va	siga	mu
(株) 長谷工コーポレーション	1992	0.00226	0.29028	2,043,752,712,779	0.16370	0.04805
	1993	0.00223	0.38272	2,088,606,995,113	0.22552	0.03342
	1994	0.00106	0.34388	1,981,389,334,428	0.20516	0.04529
	1995	0.00144	0.38500	1,463,640,021,845	0.17379	0.03184
	1996	0.00000	0.33427	1,324,593,492,036	0.16410	0.02727
	1997	0.00000	1.08234	958,974,387,877	0.39220	0.01918
	1998	0.00000	0.51826	858,442,525,572	0.09690	0.02050
	1999	0.00000	0.68276	796,319,732,186	0.15737	0.01704
	2000	0.00000	0.63055	1,157,936,941,403	0.15555	0.45411
	2001	0.00000	0.78300	959,611,841,565	0.24401	0.01329

西松建設 (株)	1992	0.00343	0.33020	772,467,601,798	0.11487	0.04805
	1993	0.00372	0.35931	790,664,583,017	0.11870	0.03342
	1994	0.00417	0.23834	833,697,237,299	0.06797	0.05897
	1995	0.00358	0.16363	904,915,389,422	0.04925	0.08940
	1996	0.00354	0.18950	918,492,136,912	0.04841	0.02727
	1997	0.00364	0.61055	896,187,587,800	0.13627	0.01918
	1998	0.00312	0.25076	871,102,142,432	0.04622	0.02050
	1999	0.00363	0.34034	750,801,249,189	0.05857	0.01704
	2000	0.00409	0.30732	670,033,507,569	0.04826	0.01659
	2001	0.00404	0.39408	679,757,609,134	0.06737	0.01866
大豊建設 (株)	1992	0.00268	0.52519	132,273,263,054	0.18935	0.04805
	1993	0.00264	0.39680	135,330,638,143	0.11905	0.03342
	1994	0.00237	0.34311	149,409,800,947	0.08960	0.10674
	1995	0.00221	0.31936	161,700,110,874	0.08103	0.08471
	1996	0.00290	0.23842	170,239,348,730	0.05329	0.05592
	1997	0.00256	0.56356	154,539,813,036	0.09804	0.01918
	1998	0.00268	0.30697	147,834,310,244	0.03863	0.02050
	1999	0.00323	0.32035	122,945,937,359	0.04044	0.01704
	2000	0.00335	0.24857	118,550,398,843	0.02477	0.01659
	2001	0.00335	0.50560	118,910,862,409	0.07394	0.01329
前田建設工業 (株)	1992	0.00260	0.37411	584,884,414,737	0.10168	0.04805
	1993	0.00216	0.36309	712,807,485,766	0.08670	0.22141
	1994	0.00220	0.23930	700,280,945,754	0.05151	0.04529
	1995	0.00239	0.15261	656,451,502,418	0.03532	0.03184
	1996	0.00252	0.18011	637,626,701,469	0.03701	0.02727
	1997	0.00288	0.59783	582,049,412,276	0.11725	0.01918
	1998	0.00294	0.30119	570,829,992,848	0.04131	0.02050
	1999	0.00337	0.33654	498,641,512,735	0.04714	0.01704
	2000	0.00321	0.34513	512,111,833,216	0.05668	0.03036
	2001	0.00327	0.42435	504,101,207,525	0.07638	0.01329
(株) 熊谷組	1992	0.00133	0.34537	4,543,183,016,246	0.23754	0.04805
	1993	0.00099	0.73360	6,143,206,033,048	0.56625	0.35353
	1994	0.00049	0.24618	4,113,558,206,316	0.16949	0.04529
	1995	0.00053	0.34405	3,834,016,157,665	0.22716	0.03184
	1996	0.00060	0.32821	3,356,970,538,743	0.19978	0.02727
	1997	0.00103	0.79779	1,942,776,866,146	0.29248	0.01918
	1998	0.00000	0.52100	2,028,246,395,883	0.16406	0.04399
	1999	0.00000	0.59646	1,934,755,018,787	0.18603	0.01704
	2000	0.00000	1.08817	1,709,852,157,274	0.35033	0.01659
	2001	0.00000	0.61492	1,220,182,411,021	0.13267	0.01329
エス・バイ・エル (株)	1992	0.00481	0.61759	155,089,403,437	0.24261	0.10068
	1993	0.00415	0.42626	183,523,591,193	0.16199	0.18835
	1994	0.00719	0.35673	222,735,334,669	0.11547	0.22266
	1995	0.00467	0.14398	260,100,123,281	0.03749	0.17333
	1996	0.00512	0.15558	240,028,814,430	0.03876	0.02727
	1997	0.00568	0.57046	218,470,552,683	0.11290	0.01918
	1998	0.00415	0.53017	199,097,891,483	0.09141	0.02050
	1999	0.00482	0.43021	172,141,509,243	0.07299	0.01704
	2000	0.00479	0.32729	173,229,878,079	0.04472	0.01659
	2001	0.00661	0.49021	155,578,341,215	0.08567	0.01329

大和ハウス工業（株）	1992	0.00595	0.28154	1,330,553,109,410	0.12695	0.04805
	1993	0.00613	0.28387	1,303,388,295,153	0.13207	0.03342
	1994	0.00641	0.18399	1,236,447,122,733	0.08016	0.04529
	1995	0.00651	0.20189	1,230,240,650,922	0.10342	0.03184
	1996	0.00619	0.13544	1,351,888,870,871	0.06646	0.10578
	1997	0.00864	0.57474	1,019,563,759,198	0.27983	0.01918
	1998	0.00887	0.30790	996,126,787,755	0.19011	0.02050
	1999	0.01172	0.40499	754,476,677,147	0.23873	0.01704
	2000	0.01468	0.22731	601,794,752,560	0.12176	0.01659
	2001	0.01318	0.29619	671,011,615,004	0.14138	0.12982
積水ハウス（株）	1992	0.00883	0.23840	1,338,530,123,391	0.10585	0.04805
	1993	0.00735	0.31351	1,504,121,497,756	0.14497	0.13213
	1994	0.00810	0.19390	1,423,336,467,062	0.08495	0.04529
	1995	0.00796	0.18163	1,545,955,350,779	0.08050	0.09496
	1996	0.00774	0.15574	1,606,042,834,830	0.06952	0.04703
	1997	0.00863	0.30830	1,470,149,238,726	0.11455	0.01918
	1998	0.00870	0.19702	1,461,546,669,039	0.09659	0.02050
	1999	0.00992	0.27595	1,284,994,572,679	0.13038	0.01704
	2000	0.00978	0.25071	1,304,895,365,177	0.12397	0.02550
	2001	0.01139	0.17407	1,258,344,078,534	0.08933	0.01329
(株) きんでん	1992	0.00290	0.14501	492,852,814,008	0.05302	0.16024
	1993	0.00279	0.41917	571,492,153,653	0.15758	0.16286
	1994	0.00403	0.31785	601,667,326,591	0.12099	0.05717
	1995	0.00345	0.14151	625,571,756,039	0.06259	0.04338
	1996	0.00361	0.12061	659,569,189,245	0.05915	0.05821
	1997	0.00439	0.20225	660,239,071,209	0.09814	0.01918
	1998	0.00408	0.15363	709,864,482,720	0.08035	0.07960
	1999	0.00753	0.30189	454,897,991,676	0.12151	0.01704
	2000	0.00816	0.35403	355,368,117,940	0.15100	0.01659
	2001	0.00719	0.29183	403,461,865,782	0.10580	0.14357
戸田建設（株）	1992	0.00030	0.43903	946,073,969,287	0.10119	0.04805
	1993	0.00034	0.35007	916,499,368,354	0.08390	0.03342
	1994	0.00034	0.22787	906,336,626,388	0.05900	0.04529
	1995	0.00037	0.22763	850,038,415,657	0.06097	0.03184
	1996	0.00036	0.30298	884,874,220,284	0.08165	0.04136
	1997	0.00039	0.68926	810,983,653,844	0.18960	0.01918
	1998	0.00044	0.32949	716,590,771,741	0.07480	0.02050
	1999	0.00049	0.45768	652,712,970,024	0.09481	0.01704
	2000	0.00047	0.52002	684,611,020,168	0.13730	0.04936
	2001	0.00046	0.39125	694,135,829,807	0.09245	0.01438

1990's (after bubble) Transition of Default Probabilities in Japan's 3 Industries

Izumi YAMASAKI

ABSTRACT

Lately, default forecasting technologies, as well as traditional financial statements analysis, are being used to evaluate of firms. Hillegeist et al. [2004] introduced revised Black-Scholes-Merton Model which used U.S. firms' financial data. In this model, default is defined to be a firm's inability to meet all obligations by liquidating all of its assets.

This model considers a default as the exercise of an option whose strike price is the firm's total liabilities, and total assets as money at hand.

Thus a firm exercises the option when its liabilities surpass its assets. We investigated the validity of the revised Black-Scholes-Merton Model for Japanese firms by estimating sample firms' default probabilities. We used reputable Japanese firms' financial data of ten years after the bubble economy in order to study the effect of the drastic change of economic environment.

Samples were selected from the Japanese construction industry which was supposed to have been affected most. The automobile industry, which has many excellent companies, and electronics industry, which has many medium level companies, were also selected.

Evaluation of the model was done by comparing sample firms' default probabilities with corresponding years' credit ratings. We also studied the correlation between the estimated default probabilities and the traditional evaluations by ordinary financial analysts.